

М. В. Костерев, д-р. техн. наук, проф.;

Є. І. Бардик, канд. техн. наук, доц.;

Р. В. Вожаков

НЕЧІТКЕ МОДЕЛЮВАННЯ ЛЕП ДЛЯ ОЦІНКИ РИЗИКУ ЗНИЖЕННЯ НАДІЙНОСТІ ЕЛЕКТРОПОСТАЧАННЯ

Запропоновано комплексний підхід для визначення спрацьованого ресурсу електрообладнання, оцінки ймовірності і часу відмови повітряної лінії на заданому інтервалі часу, оснований на використанні методу нечіткої логіки та методу статистичних випробувань Монте-Карло.

Вступ

На функціонування електроенергетичної системи (ЕЕС) України та її підсистем впливають такі чинники: знос електрообладнання, який становить 70...80 %; темпи збільшення числа устаткування зі спрацьованим ресурсом, що досягають 2...6 % в рік; напружений режим роботи електрообладнання в умовах ринкових відносин; слабкі тенденції заміни та модернізації зношеного обладнання.

Всі ці фактори призводять до збільшення кількості відмов електрообладнання, виникнення аварійних ситуацій, що знижують надійність електропостачання споживачів.

Світові тенденції розвитку методів і засобів забезпечення надійної роботи підсистем ЕЕС свідчать про зростання ролі ризик-менеджменту у прийнятті управлінських рішень. Застосування стратегії ризик-менеджменту в управлінні підсистемою ЕЕС вимагає визначення ризику як інтегрального показника функціонування підсистеми ЕЕС, який дає можливість враховувати перераховані чинники і, таким чином, повніше і вірогідніше характеризувати стан підсистеми ЕЕС на відміну від детермінованого підходу.

Матеріали дослідження

Ризик зниження надійності електропостачання в підсистемі ЕЕС при всіх можливих відмовах устаткування і можливих аварійних сценаріях визначається зі співвідношення:

$$R_n = \sum_{j=1}^L \sum_{i=1}^K P(S_i) P(H_j | S_i) M_j, \quad (1)$$

де L — кількість можливих аварійних сценаріїв; K — кількість одиниць обладнання, встановленого в підсистемі ЕЕС; M_j — наслідки при виникненні аварійної ситуації; $P(H_j | S_i)$ — ймовірність виникнення конкретної j -ї аварійної ситуації внаслідок відмови i -го елемента (збурення); $P(S_i)$ — ймовірність відмови i -го елемента на інтервалі Δt .

У цих об'єктивно існуючих умовах функціонування обладнання підсистеми ЕЕС першочерговим завданням є визначення ймовірності відмови об'єкта і часу його появи для отримання достовірних результатів оцінки режиму конкретної підсистеми ЕЕС при статистичному моделюванні з використанням методу Монте-Карло.

Розглянемо об'єкт, який складається з d елементів. Стан кожного елемента не залежить від стану інших елементів і визначається тільки внутрішніми процесами старіння і впливом зовнішніх збурень $V(t, \epsilon)$, інтенсивність і тривалість яких є випадковими подіями.

У процесі функціонування об'єкта можливе вимірювання (спостереження) деяких змінних, які пов'язані зі зміною стану функціональною залежністю:

$$\mathbf{K} = g(z_1 \dots z_n, V(t, \epsilon)), \mathbf{k} = (k_1 \dots k_m)^T, \quad (2)$$

де $\mathbf{k}$ — вектор спостережуваних змінних (діагностичних ознак); $\mathbf{z}$ — вектор змінних стану (фазові координати).

Досягнення параметром граничного значення k_{dn} оцінюється як відмова об'єкта. Під впливом зовнішніх збурень відбувається зміна змінних стану $z(i)$ на i -му інтервалі часу на величину $\Delta z(i)$, що призводить до зміни спостережуваного параметру:

$$\Delta k(i) = g(\Delta z(i)) = \lambda(i)\Delta t, \quad (3)$$

де $\lambda(i)$ — розглядається як інтенсивність зміни діагностичного параметра на i -му інтервалі часу під впливом збурень. Значення параметра k кінця інтервалу часу складе:

$$k(i) = k(i-1) + \Delta k(i). \quad (4)$$

В реальних умовах експлуатації електрообладнання аналітичний опис взаємозв'язку між збуреннями і параметром, за яким спостерігають, практично неможливий [3, 6]. Тому для розв'язання задачі доцільно використовувати метод моделювання за допомогою рівнянь нечітких відносин, які складаються на основі знань експерта: спостерігаються входи $V(t)$ і визначаються виходи (інтенсивності зміни діагностичного параметра), і встановлюються між ними причинні відносини.

Конкретні ознаки (входи) і альтернативи (виходи) можна розглядати як нечіткі множини A і S , задані на універсальних множинах X і Y [1], зв'язок між якими встановлюється на основі композиційного правила Заде

$$S = R \circ A, \quad (5)$$

де $S = \{s_1/y_1, s_2/y_2, \dots, s_m/y_m\}$, $i = 1, \dots, m$; $A = \{a_1/x_1, a_2/x_2, \dots, a_n/x_n\}$, $j = 1, \dots, n$; s_i — ступінь значущості альтернативи y_i ; a_j — ступінь значущості ознаки x_j ; r_{ij} — ступінь впливу ознаки x_i на альтернативу y_j ; $s_{ij} = \max \min(a_i, r_{ij})$, R — матриця причинних відношень розмірності $(m \times n)$.

Розв'язком задачі приймається альтернатива S_i , що має максимальну ступінь інтегральної оцінки альтернативи або функції корисності

$$S = S_d | k_d \rightarrow \max. \quad (6)$$

Матриця причинних відношень формується з використанням методу попарних порівнянь Сааті [2].

Зовнішні впливи на об'єкт і їх тривалість є випадковими подіями, для моделювання яких використовується метод статистичних випробувань Монте-Карло [5], що викликає необхідність сформувати розподіл ймовірностей інтенсивності та тривалості зовнішніх збурень.

Припустимо, що в результаті багаторічних спостережень було встановлено, що на інтервалі часу T (наприклад, осінь) q -те збурення інтенсивністю W_1 спостерігалось n_1 разів, інтенсивністю W_2 — n_2 рази, ... інтенсивністю W_k — n_k разів. Отже, ймовірність появи j -ї величини збурення дорівнюватиме: $p_j = n_j/N$, де N — загальне число градацій q -го збурення певної інтенсивності (в загальному випадку необхідно задавати інтервали інтенсивностей).

Розділимо інтервал від 0 до 1 на n ділянок довжиною $p_1, p_2, \dots, p_n$. Якщо генератор випадкових чисел (ГВЧ) згенерував випадкове число ε , яке потрапило, наприклад, на ділянку p_2 , то це означає, що з'явилося збурення величиною W_2 .

Аналогічно формується розподіл ймовірностей P_i тривалості τ_i для кожного виду збурення інтенсивністю W_i .

Організація обчислювального процесу оцінки ймовірності і часу відмови об'єкта з використанням методу Монте-Карло

А. Схема проведення одного дослідження

Початок розіграшів:

- через ГВЧ генерується випадкові числа ε і ε_1 , визначається вид тривалість τ першого збурення;
- аналогічно визначається вид і тривалість другого, третього, ..., n -го збурення;
- зіставлення тривалостей обраних збурень, в результаті яких вибирається мінімальна тривалість τ_i , протягом якої одночасно діють всі вибрані випадковим чином n збурень;
- формування матриці A^* входних впливів, що діють на інтервалі часу τ ;
- визначення інтенсивності зміни кожного параметра на інтервалі τ :

$$\lambda_d^* = R_d \circ A^*; \quad (7)$$

— визначення конкретного значення інтенсивності зміни кожного параметра λ_d , де d — номер параметра (вузла).

За спрощеною модифікацією метода центру тяжіння визначається конкретне значення вихідної змінної

$$\lambda_d = \left(\sum y_i \cdot \mu_{B^*}(y_i^*) \right) / \left(\sum \mu_{B^*}(y_i^*) \right), \quad (8)$$

де $\mu_{B^*}(y_i^*)$ — ступінь належності вихідної змінної нечіткому вихідному терму; y_i — значення вихідної змінної відповідне i -му терму;

— визначення приросту параметра на інтервалі часу $\tau(i)$ і значення параметра під кінець інтервалу:

$$\Delta k_d(i) = \lambda_d \tau(i), \quad k_d(i) = k_d(i-1) + \Delta k_d(i) = k_d(i-1) + \lambda_d \tau(i); \quad (9)$$

— визначення спрацьованого ресурсу об'єкта: спрацьований ресурс визначається тим параметром, зміна якого відбулася найбільшою мірою:

$$S = S_d | k_d \rightarrow \max; \quad (10)$$

— перевірка виконання умов:

- якщо спрацьований ресурс перевищив гранично-допустимий, то фіксується «відмова» і переходимо до наступного випробування;
- якщо спрацьований ресурс менший граничного, то проводимо наступний розіграш на наступному інтервалі часу;
- якщо сумарний час розіграшів $\sum \tau(i)$ дорівнює або більше заданого часу T , то переходимо до наступного досліду;
- якщо кількість заданих випробувань $n < N$, то переходимо до наступного досліду; якщо $n = N$, то «КІНЕЦЬ».

Б. Обробка отриманих статистичних даних

Після проведення N -випробувань проводиться обробка отриманих статистичних даних:

— визначення ймовірності відмови на інтервалі часу T

$$P = \frac{n}{N}, \quad (11)$$

де n — число появи події «відмови» у випробуваннях;

— побудова функції розподілу відмови на інтервалі T . Нехай у процесі статистичних випробувань отримані такі результати: за час τ_1 зафіксовано n_1 відмов, за наступний час τ_2 сталося n_2 відмов і т.д. Тоді ймовірність відмови на першому інтервалі $p_1 = n_1/N$, на другому — $p_2 = n_2/N$ і т.д. З урахуванням отриманих ймовірностей будується функція $F(t)$.

— визначення математичного очікування часу відмови на інтервалі T

$$T_0 = \sum \tau_i p_i. \quad (12)$$

Побудова нечіткої моделі

Для побудови нечіткої моделі введемо такі вхідні лінгвістичні змінні [6]: β_1 — «електричне навантаження»; β_2 — «вітрове навантаження»; β_3 — «ожеледне навантаження»; β_4 — «навантаження від снігу»; β_5 — «температурне навантаження»; β_6 — «вплив грози».

Терми кожної вхідної змінної: A_1 — «малий»; A_2 — «середній»; A_3 — «вище середнього»; A_4 — «великий»; A_5 — «екстремальний».

Вихідні змінні [4]: V_1 — «інтенсивність зміни коефіцієнта дефектності проводу»; V_2 — «інтенсивність зміни коефіцієнта дефектності арматури»; V_3 — «інтенсивність зміни коефіцієнта дефектності ізоляції»; V_4 — «інтенсивність зміни коефіцієнта дефектності опори».

Терми кожної вихідної змінної: λ_1 — «малий»; λ_2 — «середній»; λ_3 — «вище середнього»; λ_4 — «великий»; λ_5 — «екстремальний».

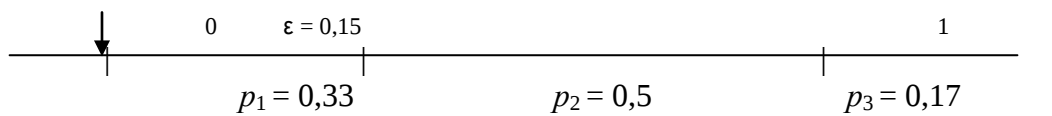
Як приклад розглянемо побудову матриці причинних відношень для оцінки інтенсивності зміни коефіцієнта дефектності дроту V_1 , який характеризує його технічний стан [4], під дією електрич-

ного навантаження β_1 з термами $H_1 = \text{<малий>}$, $H_2 = \text{<середній>}$, $H_3 = \text{<великий>}$, і вітрове навантаження β_2 з термами $M_1 = \text{<малий>}$, $M_2 = \text{<середній>}$, $M_3 = \text{<великий>}$. Беремо терми вихідної змінної рівними $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_4$. З використанням методу попарних порівнянь Сааті отримана матриця причинних відношень R_n , яка функціонально зв'язує зовнішні впливи (входи) з інтенсивністю зміни коефіцієнта дефектності дроту (вихід).

	H_1	H_2	H_3	M_1	M_2	M_3
λ_{1n}	0,85	0,15	0,1	0,9	0,25	0,07
λ_{2n}	0,2	0,9	0,3	0,3	0,8	0,2
λ_{4n}	0,1	0,4	0,8	0,1	0,15	0,73

Розподіл ймовірностей виникнення зовнішніх впливів на заданому інтервалі часу T здійснюється на основі статистичних даних за метеоумовами і навантаженням.

Проводимо перший розіграш. З цією метою через ГВЧ генерується випадкові числа, наприклад, $\varepsilon = 0,15$, і визначається вигляд першого збурення. У цьому розіграші отримане навантаження H_1 .



Далі через ГВЧ генерується наступне випадкове число ε_1 і визначається тривалість $\lambda(1)$ дії навантаження H_1 : $\tau(H_1(1)) = 4$ дні.

Аналогічно визначається вид і тривалість дії вітру. Припустимо, що в результаті розіграшу отримали значення вітрового навантаження M_3 і тривалість її дії $\tau(M_3(1)) = 1$ день.

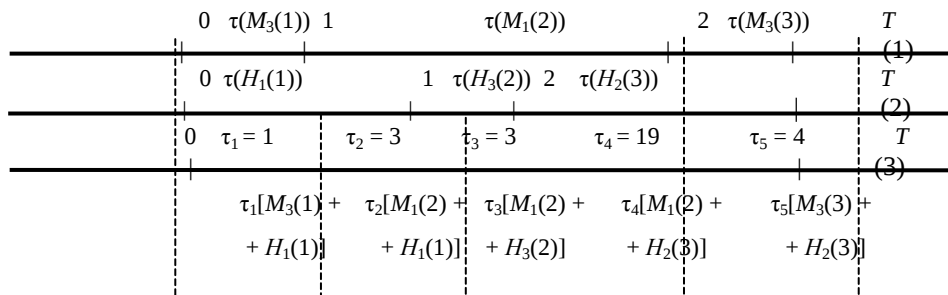
Проводимо порівняння тривалості дії навантаження і вітру для визначення часу τ_1 їх сумісного впливу на ЛЕП. Цей термін становить 1 день.

Формування матриці A^{*T} , елементами якої є ступінь належності впливів H_1 та M_3 , визначені на першому проміжку часу в результаті проведеного розіграшу:

$$A^{*T} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Визначення ступенів значущості інтенсивностей зміни кожного параметра на інтервалі τ_1 відповідно до співвідношення $\lambda_n^* = R_n \circ A^*$ дало такі результати:

$$\begin{aligned} \lambda_1^* &= (0,85 \wedge 1) \vee (0,15 \wedge 0) \vee (0,1 \wedge 0) \vee (0,9 \wedge 0) \vee (0,25 \wedge 0) \vee (0,07 \wedge 1) = \\ &= \max(0,85, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 07) = 0,85; \quad \lambda_2^* = 0,2; \quad \lambda_4^* = 0,73. \end{aligned}$$



Результати розіграшів першого дослідження

Аналогічно проводяться інші N випробувань, після чого виконується статистична обробка отриманих результатів і визначається ймовірність і час відмови ПЛ на заданому проміжку часу.

Висновки

В умовах невизначеностей, обумовлених неточною і неповною інформацією про стан технічного об'єкта і практичною відсутністю аналітичних залежностей, що описують динаміку зміни його технічного стану, запропоновано комплексний підхід, що поєднує використання методів нечіткої логіки та методу статистичних випробувань Монте-Карло для визначення спрацьованого ресурсу, а також імовірності і часу відмови ПЛ на заданому інтервалі часу.

СПИСОК ВИКОРИСТАНОЇ ЛІТЕРАТУРИ

1. Тэрано Т. Прикладные нечеткие системы / Т. Тэрано, К. Асаи, М. Сугено. — М. : Мир, 1993. — 368 с.
2. Саати Т. Принятие решений. Метод анализа иерархий / Т. Саати. — М. : Радио и связь, 1993 — 278 с.
3. Ситников В. Ф. Вероятностно-статистический подход к оценке ресурсов электросетевого оборудования в процессе эксплуатации / В. Ф. Ситников, В. А. Скопинцев // Электричество. — 2007. — № 11. — С. 9—15.
4. Методические указания по оценке технического состояния воздушных линий электропередачи напряжением 35—750 кВ и их элементов / [А. В. Демин, В. В. Алексеев, В. М. Арсеньев, И. Г. Барг]. — М. : фирма ОРГРЭС, 1994. — 20 с.
5. Вентцель Е. С. Исследование операций / Е. С. Вентцель. — М. : Советское радио, 1972. — 552 с.
6. Костерев М. В. Оцінка імовірності відмови електрообладнання при керуванні режимами електричної системи / М. В. Костерев, Є. І. Бардик, В. В. Літвінов // Наукові праці Донецького національного технічного університету. Серія : «Електротехніка і енергетика». — Донецьк : ДВНЗ «ДонНТУ». — 2011. — № 11 (186). — С. 199—204.

Рекомендована кафедрою електричних станцій та систем

Стаття надійшла до редакції 20.10.11

Рекомендована до друку 13.12.11

Костерев Микола Володимирович — професор,

Бардик Євген Іванович — доцент.

Вожяков Роман Вікторович — аспірант.

Кафедра електричних станцій, Національний технічний університет України «Київський політехнічний інститут», Київ